



WWW.ECONSTOR.EU

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Schulze, Peter M.; Weiser, Constantin

Working Paper

Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags: ein ADL-Ansatz

Arbeitspapier // Institut für Statistik und Ökonometrie, No. 42

Provided in cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Suggested citation: Schulze, Peter M.; Weiser, Constantin (2008) : Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags: ein ADL-Ansatz, Arbeitspapier // Institut für Statistik und Ökonometrie, No. 42, <http://hdl.handle.net/10419/32040>

Nutzungsbedingungen:

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

Terms of use:

The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.



Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics



**Dynamische Modellierung des
Hamburger Containerumschlags
- Ein ADL-Ansatz -**

Peter M. Schulze / Constantin Weiser

Arbeitspapier Nr. 42 (November 2008)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P. M. Schulze

© 2008 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags - Ein ADL-Ansatz -

Peter M. Schulze* / Constantin Weiser

Gliederung

1 Einführung	2
2 ADL-Modellierungen und Beurteilungskriterien	2
3 Daten	6
4 Empirische Analyse	7
5 Fazit	11
Anhang	12
Literatur- und Datenverzeichnis	14

Zusammenfassung

Zur Illustration einer dynamischen Autoregression Distributed Lag (ADL)-Modellierung dient in dieser Analyse der Containerumschlag Deutschlands in Abhängigkeit vom Welt-GDP.

Der ADF-Test deutet dabei auf trendstationäre Zeitreihen hin. In solchen Fällen sollten bei der Überprüfung von Granger-Kausalitäten und der Messung der Anpassungsgüte entsprechend modifizierte Maße benutzt werden.

Nach Darstellung dieser Instrumente erfolgt die Schätzung eines ADL(1,1)-Modells. Dabei zeigt sich insbesondere eine hohe Reagibilität des (seewärtigen) Hamburger Containerumschlags auf Änderungen des Welt-GDP in der gleichen Periode.

Summary

This paper illustrates the autoregressive distributed lag (ADL)-models by an example of the container throughput of Hamburg as dependent and the world-GDP as explanatory variable.

ADF-tests show that the two time series are trend-stationary. In such cases Granger-causality-tests and the coefficient of determination should be modified. A useful estimation is an ADL(1,1)-model. Interesting is in that case, that the container throughput of Hamburg is of high reability to changes of the world-GDP in the current period.

* E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

1 Einführung

Regressionsanalysen mit Zeitreihendaten machen neben der Aufnahme von laufenden und verzögerten Werten der erklärenden Variablen oft auch die Berücksichtigung von gelagten Werten der abhängigen Variablen als Regressoren erforderlich und führen damit zu dynamischen Modellierungen.

Solche Relationen bezeichnet man als Autoregressive Distributed Lag (ADL)-Ansätze. Sie wurden von Hendry¹ entwickelt, decken eine Vielzahl von Regressionsansätzen ab² und schließen auch Fehlerkorrektur-Modelle als Spezialfälle ein³. Trotzdem finden sich die ADL-Klassifikationen bei empirischen Anwendungen eher selten⁴.

In der folgenden Analyse soll anhand von Daten des (seewärtigen) Hamburger Containerumschlags (in Tonnen) als abhängiger Größe und dem Welt-GDP (in US-Dollar) als erklärender Variable die Spezifikation und Schätzung eines ADL-Ansatzes illustriert werden.

Dabei ergibt sich die Besonderheit, dass es sich nicht um differenz-stationäre Daten handelt; vielmehr enthalten sie einen deterministischen Trend.

In Kapitel 2 werden die wesentlichen Grundzüge der ADL-Modellierung – einschließlich der benötigten Instrumente für die Behandlung der genannten Besonderheit – dargestellt. Kapitel 3 geht kurz auf die Datengrundlage ein, bevor in Kapitel 4 die Schätzungen der letztendlich benutzten Modellspezifikation präsentiert werden. Ein Fazit schließt in Kapitel 5 das Arbeitspapier ab.

2 ADL-Modellierungen und Beurteilungskriterien

Das ADL-Modell hat mit einem Regressor X allgemein die Form

$$y_t = a + \delta t + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Die zu erklärende Variable Y hängt ab von p eigenen gelagten Werten, dem laufenden Wert der erklärenden Variablen X und den q gelagten Werten von X. Es handelt sich um

¹ Vgl. Hendry (1995) 211-227; 231-306; einen kompakten Überblick bieten Johnston/DiNardo (1997) 244-279.

² Vgl. Kap. 2.

³ Vgl. z.B. Maddala/Kim (2004) 34-37.

⁴ Vgl. Panopoulou/Pittis (2004) 586.

ein ADL(p,q)-Modell. Der Einfachheit halber wird – auch im Hinblick auf die spätere Anwendung – nur eine erklärende Variable angenommen. Allgemein können mehrere X-Variablen mit laufenden Werten und ihren Lags auftreten. Das Modell lässt – neben einer Konstanten a – auch einen deterministischen Trend t zu⁵. Die Koeffizienten a , δ , α und β sind zu schätzende Parameter.

ε_t soll white noise-Eigenschaft haben, und explizit sei

$$E(\varepsilon_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots) = 0.$$

Dies soll sicherstellen, dass die Lag-Längen p und q die „wahren“ Lag-Längen darstellen und die Koeffizienten zusätzlicher Lags Null sind. p und q werden hier sowohl über Informationskriterien als auch über die Signifikanz der zu den gelagten Variablen gehörenden Koeffizienten bestimmt. Für die Variable(n) wird schwache Exogenität gefordert. x_t kann in Gleichung (1) dadurch endogen sein, dass zeitgleiche Rückkopplungen von y_t auftreten.

Je nach der konkreten Spezifikation des ADL-Modells ergeben sich verschiedene Modelltypen. Jeder Typ ist dabei eine restringierte Variante der allgemeinen Form aus Gleichung (1) mit sehr unterschiedlichen Interpretationen. In Tabelle 1 ist eine Auswahl⁶ solcher Modellklassen angegeben, wobei zur Vereinfachung ein ADL-Prozess mit $p = q = 1$ [kurz: ADL(1,1)] ohne deterministische Komponenten (Konstante, deterministischer Trend) verwendet wird.

Modelltyp	Modellgleichung	Restriktion
1 ADL-Modell (Ausgangsmodell)	$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$	Keine
2 Statisches Modell	$y_t = \beta_0 x_t + \varepsilon_t$	$\alpha_1 = \beta_1 = 0$
3 Autoregressives Modell	$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\beta_0 = \beta_1 = 0$
4 Leading Indicator-Modell	$y_t = \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$	$\alpha_1 = \beta_0 = 0$
5 Differenzen-Regression	$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t$	$\alpha_1 = 1, \beta_0 = -\beta_1$

Tabelle 1: Verschiedene ADL(1,1)-Modelltypen

Um bei den ADL-Modellen das Problem von Spurious-Regression zu vermeiden, sollen die Zufallsvariablen X und Y stationär sein⁷. Zur Prüfung dieses Sachverhalts wird hier der

⁵ Vgl. Hendry (1995) 310 f., Hassler/Wolters (2006) 65.

⁶ Vgl. im Einzelnen Hendry (1995) 232.

⁷ Vgl. Stock/Watson (2007) 544.

Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) verwendet. Eine anwendungsorientierte Darstellung der verschiedenen Testgleichungen und -schritte finden sich z.B. bei Enders⁸. Bei Vorhandensein eines Drifterms μ und eines linearen deterministischen Trends gewährleistet die Gleichung

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

eine unverzerrte Schätzung von γ . Ist dies statistisch signifikant kleiner als Null, so liegt ein stationärer Prozess vor.

Sind X und Y stationär und kointegriert, so lässt sich ein Fehlerkorrekturmodell auch als Spezialfall eines ADL(p,q)-Modells analog zu (1) schreiben:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a + \delta t + \tau e_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} \\ & + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta x_{t-q} + \omega_t \end{aligned} \quad (3)$$

e_{t-1} stellt hierbei den Fehlerkorrekturterm, τ den zugehörigen Schätzkoeffizienten dar.

Sind die Voraussetzungen für die Anwendung der KQ-Methode im ADL-Modell gegeben, so lassen sich Granger-Kausalitätstests zur Überprüfung der Wirkungsabhängigkeit zwischen X und Y durchführen⁹.

Wird in der Zeitreihe ein deterministischer Trend festgestellt, ist es von Interesse, diesen Einfluss zu isolieren. Zu diesem Zweck kann ein modifizierter Granger-Kausalitätstest dabei mögliche Abhängigkeiten, die durch die deterministischen Komponenten bedingt sind, berücksichtigen. Die theoretische Herleitung dieser Testerweiterung ergibt sich analog zu dem modifizierten R^2 von Wooldridge¹⁰, dessen Darstellung folgt. Für den Zwei-Variablen-Fall ergibt sich folgender Modellansatz

⁸ Vgl. Enders (2004) 210 ff.

⁹ Vgl. zur Granger-Kausalität z.B. Schulze (2004).

¹⁰ Vgl. Wooldridge (1991) 49-54.

$$y_t = a + \delta t + \sum_{i=1}^r \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Hierbei kann die Laglänge r wiederum z.B. durch Informationskriterien festgestellt werden. Zur Überprüfung eignet sich ein üblicher F-Test, der die unrestringierte Residuenquadratsumme aus (4) und die restringierte Residuenquadratsumme (ohne x_{t-i} -Werte in (4)) einbezieht.

Die von Wooldridge vorgeschlagene Modifikation des R^2 hat das Ziel, die Anpassungsgüte, bereinigt um den Einfluss deterministischer Komponenten, zu quantifizieren. Ausgangspunkt ist dabei folgende Gleichung:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 x_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

mit dem modifizierten Bestimmtheitsmaß R_{mod}^2

$$R_{\text{mod}}^2 = 1 - \frac{\text{SSR}}{\text{SSR}_{\text{trendber.}}} \quad (6)$$

Hier ist SSR die Summe der quadrierten Abweichungen aus (5), und $\text{SSR}_{\text{trendber.}}$ stellt die Summe der quadrierten Abweichungen aus der Hilfsregression

$$y_t = a + \delta t + \varepsilon_t \quad (7)$$

dar. Der resultierende Wert für diesen Determinationskoeffizienten kann in der gleichen Weise interpretiert werden wie das übliche R^2 , beschränkt jedoch seine Aussage auf die ausschließlich nicht-deterministischen Komponenten des Modells.

3 Daten

In einer vorangegangenen Analyse zu den Bestimmungsgründen des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags wurden bereits die Variablen Bruttoinlandsprodukt der Welt (GDP-Welt), Außenhandelsvolumen Deutschlands und eine Proxy-Variable für die Entwicklung der Globalisierung, hier der KOF Globalisierungsindex für China der ETH Zürich, als wichtigste Determinanten des deutschen seewärtigen Containerumschlags identifiziert¹¹.

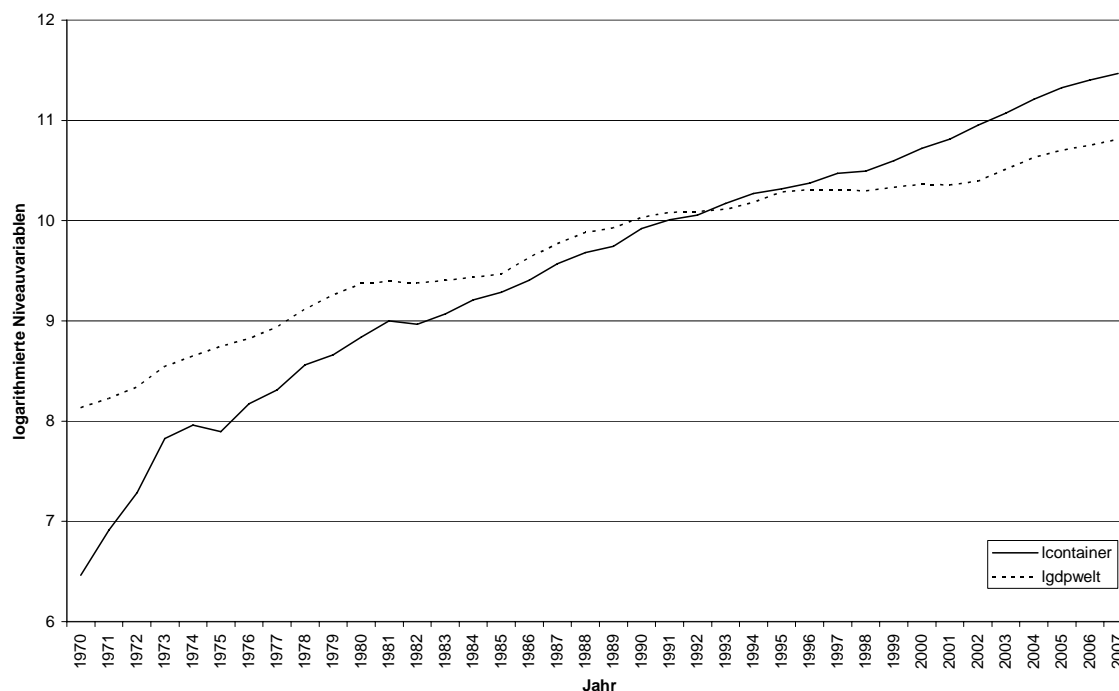
Auf Grund der hohen Korrelationen zwischen den genannten möglichen Regressoren und dem damit verbundenen Problem der Multikollinearität, wird im Rahmen dieser Analyse einzig das GDP-Welt als Regressor berücksichtigt. Dies lässt sich auch damit begründen, dass Variablen bei hoher Korrelation zwischen ihnen im Wesentlichen das gleiche Phänomen messen.

Im Folgenden gehen die jeweiligen logarithmierten (ln) Niveauwerte ein. Die Logarithmierung ermöglicht es, Aussagen über die Elastizität im Zusammenhang mit dem Containerumschlag unmittelbar zu treffen und begegnet u. U. auftretenden Heteroskedastieproblemen. Zudem wurden hier die Datenreihen erweitert, sodass nun für den Containerumschlag („lContainer“) und das GDP-Welt („lGDP-Welt“) jeweils Jahresdaten von 1970 bis einschließlich 2007 vorliegen.

Den Verlauf und die Datenquellen für die beiden Variablen zeigt Abbildung 1.

Wegen der Datenverfügbarkeit konnte jedoch nicht der Containerumschlag Deutschlands, sondern nur der von Hamburg verwendet werden. Da sich der Umschlag Hamburgs maßgeblich für denjenigen Gesamtdeutschlands darstellt, können aber wohl auch Aussagen für Deutschland aus den Analyseergebnissen abgeleitet werden.

¹¹ Vgl. Schulze/Eschermann (2007) 4.



Quellen: 1. Containerumschlag: Hamburg Port Authority HHM (2008), Seegüterumschlag im Hamburger Hafen seit 1955; 2. GDP-Welt: IMF, World Economic Outlook Database, April 2006.

Abbildung 1: Containerumschlag Hamburgs (in 1000t Containerladung) und Bruttoinlandsprodukt der Welt (in Milliarden US \$), jeweils logarithmierte Werte

4 Empirische Analyse

In der folgenden empirischen Untersuchung werden zuerst die Voraussetzungen für die Formulierung eines ADL-Modells überprüft, insbesondere sind dies Stationaritätstests und der modifizierte Granger- Kausalitätstest. Danach wird das ADL-Modell geschätzt und die Ergebnisse interpretiert.

Wie aus Abbildung 1 ersichtlich ist, zeigen beide betrachteten Zeitreihen einen steigenden positiven Verlauf, was im ersten Schritt eine Stationaritätsprüfung sinnvoll erscheinen lässt. Für die Untersuchung mit dem ADF-Test wurde für beide Zeitreihen ein Lag von Null ($m = 0$) gewählt, da diese Spezifikation in beiden Fällen das Schwarz-Bayessche Informationskriterium minimiert und zu White-Noise der latenten Variablen führt. Somit vereinfacht sich dieser Stationaritätstest zu einem DF-Test. Die einzelnen Ablaufschritte des üblichen Testschemas ergeben die in Tabelle 2 dargestellten Ergebnisse.

Testschritt	Prüfgröße	Berechnete Prüfgröße	Kritischer
-------------	-----------	----------------------	------------

		für lContainer	für lGDP-Welt	Wert*
1.	τ_τ	-6,19	-2,23	-3,55
2.	ϕ_3	29,96	6,65	6,97
3.	ϕ_2	63,43	32,09	5,39
4.	τ_μ	-4,38	-3,23	-2,96
5.	ϕ_1	47,15	45,09	5,01
6.	τ	5,97	7,33	-1,95

* aus McKinnon (1996) mit $T = 38$ und $\alpha = 0,05$.

Tabelle 2: Berechnete Prüfgrößen des ADF-Tests für „lContainer“, „lGDP-Welt“ und kritische Werte

Für „lContainer“ ergibt sich eine Ablehnung der Nullhypothese im ersten Testschritt. Eine weitere Prüfung der Signifikanz der deterministischen Komponenten führt dazu, dass diese Zeitreihe als trendstationär zu beschreiben ist¹².

Der ADF-Test für die Zeitreihe „lGDP-Welt“ kann gemäß Schätzgleichung (2) das Vorliegen einer Einheitswurzel im Testschritt 1 nicht ablehnen. Im Testschritt 3 zeigt der ϕ -Test, dass mindestens einer der geprüften Koeffizienten signifikant von Null verschieden ist. Mit anderen Worten ist/sind entweder das Absolutglied und/oder der lineare Trend statistisch signifikant, und/oder es liegt keine Einheitswurzel vor.

Die Überprüfung der deterministischen Komponenten – angenommen es läge eine Einheitswurzel vor – bestätigt die Existenz eines Absolutglieds und eines linearen Trends¹³. Somit kann hier für die Prüfung der Einheitswurzel der kritische Wert aus der Normalverteilung verwendet werden, was nun zur Ablehnung der Nullhypothese führt. D.h. auch bei der Zeitreihe „lGDP-Welt“ ist von einem trendstationären Prozess auszugehen.

Zusammenfassend kann für beide betrachteten Zeitreihen ein trendstationärer Verlauf festgestellt werden, d.h. sie entwickeln sich stationär um einen – in diesem Fall – linearen (deterministischen) Trend.

¹² Vgl. Anhang S. 12.

¹³ Vgl. Anhang S. 13.

Für die Analyse der Beziehungen der Zeitreihen untereinander ist es wichtig, die Wirkungsrichtungen der stochastischen Komponenten zu bestimmen, da dies Aussagen über die Anpassung auf Änderungen in den Regressoren zulässt.

Für den modifizierten Test auf Grangerkausalität nach Gleichung (4) ergab sich eine Laglänge von $r = 3$, da hierbei das Schwarz-Bayessche Informationskriterium ein Minimum aufwies. Das Ergebnis zeigt Tabelle 3.

Nullhypothese	Wert der F-Prüfgröße	p-Wert
„lGDP-Welt“ beeinflusst nicht „lContainer“	9,53	0,000
„lContainer“ beeinflusst nicht „lGDP-Welt“	1,16	0,343

Tabelle 3: Ergebnisse des modifizierten Granger-Kausalitätstests

Dies bedeutet, dass der (logarithmierte) Containerumschlag vom (logarithmierten) Welt-Inlandsprodukt abhängt im Sinne dieser Granger-Kausalität. Im Gegensatz dazu kann die Nullhypothese, dass der logarithmierte Containerumschlag nicht das logarithmierte Welt-Inlandsprodukt determiniert, nicht abgelehnt werden. Es ist somit von einer einseitigen Wirkungsrichtung auszugehen.

Schwache Exogenität lässt sich aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen feststellen: Das Welt-BIP dürfte – wie gerade festgestellt – den Hamburger Containerumschlag bewirken, umgekehrt wird sich – auch bei Betrachtung beider Variablen in Periode t – keine Abhängigkeit zeigen.

Für die genaue Identifikation des ADL-Modells (1) wurde hier wiederum das Schwarz-Bayessche Informationskriterium herangezogen und die Signifikanz der geschätzten Koeffizienten untersucht.

Abschließend erwies sich, auch mit Hinblick auf eine sparsame Modellierung, folgende Gleichung (8) mit den Lags von $p = q = 1$, ergänzt um einen deterministischen Trend, als am brauchbarsten.

$$lContainer_t = \delta t + \alpha_1 lContainer_{t-1} + \beta_0 lGDPWelt_t + \beta_1 lGDPWelt_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Das Ergebnis der Koeffizientenschätzung und der Beurteilungskriterien zeigt Tabelle 4. Das Absolutglied ist nicht signifikant von Null verschieden, weshalb es nicht mit aufgeführt wird.

Regressoren	Koeffizienten	t-Statistik	p-value
Zeit (t)	0,023	5,574	0,000
IContainert _{t-1}	0,526	7,615	0,000
IGDPWelt _t	0,953	4,638	0,000
IGDPWelt _{t-1}	-0,529	-2,463	0,019
Datenumfang T=37 $R^2 = 0,998$ $Q(4 \text{ Lags})=6,508$			
$R^2_{\text{mod.}} = 0,943$ Breusch-Pagan-Test (p-Wert) = 0,222			

Tabelle 4: Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien für Gleichung (8).

Die Anpassungsgüte des Modells, dargestellt durch das R^2 , ist sehr hoch. Eine zusätzliche Berechnung von $R^2_{\text{mod.}}$ ergab einen Wert von 0,943, d.h. unbeachtlich des Einflusses deterministischer Komponenten kann durch das gewählte Modell ca. 94% der Variation des Hamburger Containerumschlags beschrieben werden. Zudem weist die Q-Statistik von Ljung-Box auf keine Autokorrelation der latenten Variablen hin (kritischer Wert bei Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 und 4 Lags: 9,488). Der Test auf Heteroskedastie nach Breusch-Pagan kann die Nullhypothese – keine Heteroskedastie – beim angegebenen p-Wert nicht ablehnen. Die geschätzten Koeffizienten sind jeweils hochsignifikant, sodass zusammenfassend von einer brauchbaren Schätzung ausgegangen werden darf.

Vergleicht man die geschätzten Koeffizienten mit den Restriktionen aus Tabelle 1, so ist ersichtlich, dass keiner der Spezialfälle zutreffend ist und so das geschätzte Modell einem einfachen ADL(1,1)-Modell entspricht. Der Koeffizient β_0 weist auf eine sehr schnelle Anpassung des Hamburger Containerumschlags auf Veränderungen der weltwirtschaftlichen Lage – ausgedrückt durch das Welt-GDP – hin. Mit einem Wert von fast Eins (0,953) kann näherungsweise von einem einheitselastischem Verhalten gesprochen werden.

Auch eine Erhöhung des Hamburger Containerumschlags in der Vorperiode (Koeffizient α_1) führt in der laufenden Periode zu einer Umschlagserhöhung, während eine Steigerung

des Welt-GDP in der Vorperiode (Koeffizient β_1) einen dämpfenden Einfluss auf den Containerumschlag in der laufenden Periode ausübt. Der Zeitfaktor (Koeffizient δ) besitzt dagegen einen vergleichsweise geringen Einfluss auf den Containerumschlag.

5 Fazit

Zur dynamischen Modellierung des Hamburger (seewärtigen) Containerumschlags wurde auf eine ADL-Modellierung zurückgegriffen. Wesentliche Einflussgröße ist das Welt GDP.

Es zeigten sich bei beiden Variablen aufgrund von ADF-Tests trendstationäre Prozesse. Um in solchen Fällen Aussagen zur Granger-Kausalität und zur Anpassungsgüte des Modells treffen zu können, sind modifizierte Maße zu benutzen.

Im Rahmen der ADL-Modellklasse wurde aufgrund des Schwarz-Bayes-Informationskriteriums und der sonst üblichen Beurteilungskriterien eine ADL(1,1)-Spezifikation als brauchbar ausgewählt.

Erwähnenswert ist das Ergebnis des nahe bei Eins liegenden Wertes des Koeffizienten β_0 , was auf eine hohe Reagibilität des (seewärtigen) Hamburger Containerumschlags auf Änderungen des Welt-GDP in der gleichen Periode hinweist.

Anhang

Schätzergebnisse zu Gleichung (2) für „lContainer“

```

Linear Regression - Estimation by Least Squares
Dependent Variable DLCONTAINER
Annual Data From 1971:01 To 2007:01
Usable Observations      37      Degrees of Freedom      34
Centered R**2      0.637978      R Bar **2      0.616683
Uncentered R**2      0.848404      T x R**2      31.391
Mean of Dependent Variable      0.1353336875
Std Error of Dependent Variable      0.1164530192
Standard Error of Estimate      0.0720991121
Sum of Squared Residuals      0.1767415871
Regression F(2,34)      29.9585
Significance Level of F      0.00000003
Log Likelihood      46.36299
Durbin-Watson Statistic      2.187064

```

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1.	Constant	2.963125420	0.456628773	6.48913	0.00000020
2.	TREND	0.029357994	0.005680357	5.16834	0.00001039
3.	LCONTAINER{1}	-0.298088783	0.048118837	-6.19485	0.00000048

Die deterministischen Komponenten, insbesondere der Trend, werden signifikant geschätzt. Gemeinsam mit dem signifikant negativen Wert für γ ergibt sich somit das Bild eines trendstationären Prozesses.

Schätzergebnisse zu Gleichung (2) für „lGDP-Welt“

```

Linear Regression - Estimation by Least Squares
Dependent Variable DLGDPWELT
Annual Data From 1971:01 To 2007:01
Usable Observations      37      Degrees of Freedom      34
Centered R**2      0.281330      R Bar **2      0.239055
Uncentered R**2      0.739007      T x R**2      27.343
Mean of Dependent Variable      0.0723962682
Std Error of Dependent Variable      0.0554243955
Standard Error of Estimate      0.0483478876
Sum of Squared Residuals      0.0794756200
Regression F(2,34)      6.6548
Significance Level of F      0.00363916
Log Likelihood      61.14890
Durbin-Watson Statistic      1.061484

```

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1.	Constant	1.163030643	0.489867646	2.37417	0.02337687
2.	TREND	0.005414265	0.003478299	1.55658	0.12882979
3.	LGDPWELT{1}	-0.112661784	0.050596331	-2.22668	0.03269832

Schätzergebnis der Überprüfung auf deterministischen Komponenten, unter der Annahme, dass eine Einheitswurzel vorliegt ($\gamma = 0$)

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable DLGDPWELT

Annual Data From 1971:01 To 2007:01

Usable Observations	37	Degrees of Freedom	35
Centered R**2	0.176529	R Bar **2	0.153001
Uncentered R**2	0.700947	T x R**2	25.935
Mean of Dependent Variable	0.0723962682		
Std Error of Dependent Variable	0.0554243955		
Standard Error of Estimate	0.0510084774		
Sum of Squared Residuals	0.0910652670		
Regression F(1,35)	7.5030		
Significance Level of F	0.00962454		
Log Likelihood	58.63056		
Durbin-Watson Statistic	1.026152		

	Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1.	Constant	0.072396268	0.008385742	8.63326	0.00000000
2.	TREND	-0.002151329	0.000785397	-2.73916	0.00962454

Bei der speziellen Überprüfung deterministischer Komponenten ergeben sich ein signifikanter Trend und ein signifikantes Absolutglied. Aus diesem Grund können für die Überprüfung der Einheitswurzel in der vorigen Schätzgleichung die kritischen Werte der Normalverteilung verwendet werden (kritischer Wert für $\alpha = 0,05$ ist $t_{\text{krit}} = -1,96$).

Alle Berechnungen des Arbeitspapiers wurden mit WinRATS¹⁴ in der Version 7.1 durchgeführt.

¹⁴ Zur Einführung vgl. Schulze u.a. (2006).

Literatur- und Datenverzeichnis

Enders, W. (2004): Applied Econometric Time Series, 2nd ed., Hoboken u.a. (Wiley).

Hamburg Port Authority (2008): Seegüterumschlag im Hamburger Hafen seit 1955,
<http://www.hafen-hamburg.de/images/daten/time-ser-all.xls>, Stand 27.10.2008.

Hassler, U./Wolters, J. (2006): Autoregressive distributed lag models and cointegration,
 Allgemeines Statistisches Archiv 90, 59-74

Hendry, D. F. (1995): Dynamic Econometrics, Oxford u.a. (Oxford Univ. Press).

IMF (2008): World Economic Outlook Database, April 2006,
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2006/01/data/dbaselm.cfm>, Stand 27.10.2008.

Johnston, J./DiNardo, J. (1997): Econometric Methods, 4th ed., New York u.a. (McGraw-Hill).

MacKinnon, J. G. (1996): Numerical Distribution Functions for Unit Root and
 Cointegration Tests, Journal of Applied Econometrics 11, 601-618.

Maddala, G. S./Kim, I.-M. (2004): Unit Roots, Cointegration, and Structural Change,
 Cambridge (Cambridge Univ. Press).

Panopoulou, E. /Pittis, N. (2004): A comparison of autoregressive distributed lag and
 dynamic OLS cointegration estimators in the case of serially correlated cointegration
 error, Econometrics Journal 7, 585-617.

Schulze, P. M. (2004): Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte
 Darstellung, Arbeitspapier Nr. 28 des Instituts für Statistik und Ökonometrie der
 Universität Mainz.

Schulze, P. M./Eschermann, C. (2007): Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags, Arbeitspapier Nr. 37 des Instituts für Statistik und Ökonometrie der Universität Mainz.

Schulze, P. M./Prinz, A./Schweinberger, A. (2006): Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München/Wien (R. Oldenbourg).

Stock, J. H./Watson, M. W. (2007): Introduction to Econometrics, 2nd ed., Boston (Mass.) u.a. (Pearson, Addison-Wesley).

Wooldridge, J. M. (1991): A note on computing r-squared and adjusted r-squared for trending and seasonal data, Economics Letters 36, 49-54.

Autoren:

Peter M. Schulze, Univ.-Prof. Dr., Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie,
Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Constantin Weiser, stud. rer. pol., Projektmitarbeiter

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

Im Internet unter <http://www.statোক.de/> verfügbar.

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzins in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)

10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
14. Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
15. Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
16. Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments – GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
17. Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
18. Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
19. Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
20. Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball:
Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
21. Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
22. Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)

23. Verena Dexheimer, Zählmodellen (Count Data Models)
Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
24. Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland
(September 2003)
25. Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes – Überblick und
Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
26. Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten – Eine
Paneldatenanalyse (Mai 2004)
27. Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von
Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
28. Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli
2004)
29. Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen – Eine quantitative Analyse für
Deutschland (August 2004)
30. Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen Öffentlichen
Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November 2004)
31. Frank Jacobi, ARCH-Prozesse und ihre Erweiterungen – Eine empirische Untersuchung für
Finanzmarktzeitreihen (April 2005)
32. Frank Jacobi, Informationskriterien und volatility clustering (September 2005)
33. Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen
Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)
34. Julia König / Peter M. Schulze, Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels
Gravitationsmodell (Oktober 2006)

35. Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006)
36. Daria Orlova / Timo Jost, Zur Erklärung der Zuwanderungen nach Deutschland – Ein Gravitationsmodell (Dezember 2006)
37. Peter M. Schulze / Christoph Eschermann, Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags (September 2007)
38. Anna Lerch / Peter M. Schulze, Ein Gravitationsansatz zur Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland (Oktober 2007)
39. Steffen Becker, Der Betafaktor im CAPM als variierender Regressionskoeffizient (Juli 2008)
40. Timo Jost / Peter M. Schulze, Segmente der Welthandelsflotte – Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse (August 2008)
41. Peter M. Schulze, Kurzfristprognosen Containerumschlags für Deutschland und Hamburg – Ein SARIMA-Ansatz (September 2008)
42. Peter M. Schulze / Constantin Weiser, Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags – Ein ADL-Ansatz (November 2008)